L'Actualité économique

Comparaison de la performance du point de vue empirique de systèmes de demandes alternatifs

Anton P. Barten et Michael McAleer

Volume 73, numéro 1-2-3, mars–juin–septembre 1997

L'économétrie appliquée

URI : https://id.erudit.org/iderudit/602221ar
DOI : https://doi.org/10.7202/602221ar

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Citer cet article

Barten, A. P. & McAleer, M. (1997). Comparaison de la performance du point de vue empirique de systèmes de demandes alternatifs. *L'Actualité économique*, *73*(1-2-3), 27–45. https://doi.org/10.7202/602221ar

Résumé de l'article

Dans ce papier, quatre versions de systèmes de demande différentiels sont comparés sur le plan empirique : le système de Rotterdam, une version du système de demande quasi idéal (*Almost Ideal Demand*), le système du Bureau Central des Statistiques (CBS) et le système NBR. Ces systèmes possèdent des points en commun au niveau des variables explicatives, mais diffèrent sur le plan de la transformation non linéaire de la variable endogène. La méthode de McAleer (1983) du test par addition de variables dans le cas d'une équation est cette fois appliquée à des vecteurs d'équations dans lesquelles les variables dépendantes du système sont sujettes à des transformations non linéaires.

Une caractéristique intéressante dans la procédure du test par addition de variables réside dans le fait que la condition d'additivité peut s'appliquer de manière simple.

Des données annuelles sur la période 1921-1981 aux Pays-Bas sont utilisées pour l'étude empirique et consistent en quatre groupes principaux de dépenses de consommation de ménages.

Parmi les principaux résultats des estimations, on trouve qu'aucun système ne domine les autres pour expliquer les données. En comparant chaque système, on trouve que le système CBS est celui qui fournit les résultats les meilleurs, le système NBR les moins bons et les deux autres systèmes se positionnent entre ces deux extrêmes. Néanmoins, la spécification des coefficients de prix dans le système de Rotterdam donne de meilleurs résultats que dans le système AID.

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 73, nos 1-2-3, mars-juin-septembre 1997

COMPARAISON DE LA PERFORMANCE DU POINT DE VUE EMPIRIQUE DE SYSTÈMES DE DEMANDES ALTERNATIFS

Anton P. BARTEN
Université Catholique de Louvain
Belgique

Michael McALEER
Département de sciences économiques
University of Western Australia

RÉSUMÉ – Dans ce papier, quatre versions de systèmes de demande différentiels sont comparés sur le plan empirique : le système de Rotterdam, une version du système de demande quasi idéal (*Almost Ideal Demand*), le système du Bureau Central des Statistiques (CBS) et le système NBR. Ces systèmes possèdent des points en commun au niveau des variables explicatives, mais diffèrent sur le plan de la transformation non linéaire de la variable endogène. La méthode de McAleer (1983) du test par addition de variables dans le cas d'une équation est cette fois appliquée à des vecteurs d'équations dans lesquelles les variables dépendantes du système sont sujettes à des transformations non linéaires.

Une caractéristique intéressante dans la procédure du test par addition de variables réside dans le fait que la condition d'additivité peut s'appliquer de manière simple.

Des données annuelles sur la période 1921-1981 aux Pays-Bas sont utilisées pour l'étude empirique et consistent en quatre groupes principaux de dépenses de consommation de ménages.

Parmi les principaux résultats des estimations, on trouve qu'aucun système ne domine les autres pour expliquer les données. En comparant chaque système, on trouve que le système CBS est celui qui fournit les résultats les meilleurs, le système NBR les moins bons et les deux autres systèmes se positionnent entre ces deux extrêmes. Néanmoins, la spécification des coefficients de prix dans le système de Rotterdam donne de meilleurs résultats que dans le système AID.

ABSTRACT – In this paper four versions of differential demand systems are compared empirically: namely, the Rotterdam system, a version of the Almost Ideal Demand (AID) system, the Central Bureau of Statistics (CBS) system, and the NBR system. These systems share common right-hand sides but differ in the non-linear data transformations of the endogenous variable. The variable addition testing method of McAleer (1983) for single equations is extended to vectors of equations in which the dependent variables of competing systems are subject to non-linear data transformations. An appealing feature of the variable addition testing procedure is that it accommodates the adding-up condition in a straightforward manner. Annual data over the period 1921-1981 for The Netherlands for four major groups of consumer expenditure are used in the empirical application. It is found that no single system is dominant in explaining the data. Relatively speaking, the CBS system performs the best and the NBR system the worst, with the other two systems occupying intermediate positions. The specification of the price coefficients of the Rotterdam system appears to be empirically superior to that of the AID system.

« Laissez-moi décrire les principales étapes. Nous avions approché le problème totalement à l'aveuglette, ce qui constitue toujours un avantage. Nous n'avions aucune théorie à l'appui. Nous étions seulement là pour observer et tirer des conclusions à partir de ces observations ». Sherlock Holmes au Dr Watson dans *The Adventure of the Cardboard Box* de A. Conan Doyle.

INTRODUCTION

Un modèle de demande est un système d'équations permettant d'expliquer comment un certain montant de dépenses destiné à la consommation est réparti entre des biens et services divers. La théorie du consommateur individuel va imposer des restrictions sur ce système et lui donner certaines propriétés. Basées sur la notion du consommateur représentatif, ces propriétés sont donc implicites dans les systèmes de demande utilisant des données en séries chronologiques qui sont agrégées.

Barten (1977) fournit une description de plusieurs systèmes de demande qui diffèrent essentiellement dans la spécification de la forme fonctionnelle. Cependant, pour un système particulier, les équations individuelles de ce système ont la même forme fonctionnelle. Depuis le milieu des années 1970, plusieurs autres systèmes ont été développés. Le système de demande de Deaton et Muellbauer (1980) entre autres, est peut-être le plus connu.

Il existe différents critères de comparaison des systèmes de demande tels que la capacité de refléter des propriétés théoriques et la possibilité de représenter des relations de préférences pertinentes entre les biens. La flexibilité du système, c'est-à-dire la performance empirique du modèle vis-à-vis d'un ensemble donné d'observations, est un autre critère de comparaison. Dans cet article, l'emphase est mise sur la comparaison formelle de la performance du point de vue empirique de systèmes alternatifs non imbriqués de demande et ce, pour un ensemble d'observations donné.

Étant donné le nombre important de systèmes alternatifs existants, l'attention est portée sur quatre systèmes connus : une version du système de demande quasi idéal (*Almost Ideal Demand*), le système de Rotterdam proposé par Theil (1965), le système du Bureau Central des Statistiques (CBS) de Keller et Van Driel (1985) et le système NBR (voir Neves, 1987). Les systèmes CBS et NBR sont des dérivés des systèmes de Rotterdam et AID. Ces quatre systèmes possèdent le même ensemble de variables explicatives, mais les variables dépendantes diffèrent d'un système à l'autre.

Chacun de ces quatre systèmes n'est pas un cas particulier de l'autre, ils sont non imbriqués. Pour comparer leur performance empirique, il s'agit donc de tester des hypothèses non imbriquées.

Alors que dans les études classiques sur les hypothèses non imbriquées ce sont les variables du membre de gauche de l'équation qui sont identiques et les formes fonctionnelles qui diffèrent (Pesaran et Deaton, 1978; Fisher et McAleer, 1981), l'analyse présentée ici considère le contraire mais la méthode d'imbriquage artificiel reste applicable dans ce cas. La méthode du test par addition de variables de McAleer (1983) consiste à prendre en compte la transformation non linéaire des variables du membre de gauche des équations de façon à ce que la valeur du vecteur fonction des systèmes soit comparable. L'approche est flexible et permet de tester un modèle contre un ou plusieurs modèles alternatifs non imbriqués. La première section décrira la procédure générale du test. Elle possède un champ d'application plus large que le fait de simplement comparer deux systèmes non linéaires et non imbriqués de demande. Par exemple, Bera et McAleer (1989) ont utilisé une méthode similaire pour tester des formes univariées, linéaires et log-linéaires les unes contre les autres.

La comparaison des quatre systèmes sera présentée et étudiée brièvement dans la section 2. Nous montrerons que la condition d'additivité de tels systèmes d'allocation a certaines conséquences sur la procédure de test. Ces conséquences seront analysées dans la section 3. Les données annuelles des Pays-Bas utilisées sont de la période 1921-1981 et seront décrites dans la section 4. La section 5 montrera l'étude des résultats de la comparaison formelle. Les conclusions et commentaires seront exposés dans la dernière section.

Il est important de noter que notre propos ici n'est pas de décider de façon définitive lequel des systèmes est le meilleur. Le but de cet article est de voir si les différences dans les formes fonctionnelles produisent des différences dans les pouvoirs d'explication des systèmes associés. Dans le choix d'un modèle, la question de la performance empirique relative par rapport à un échantillon donné ne constitue qu'un seul critère parmi d'autres que l'on peut utiliser. Il est donc nécessaire de prendre en compte d'autres critères pour juger véritablement de la qualité d'un modèle.

1. LA PROCÉDURE GÉNÉRALE DE TEST

Considérez M modèles non imbriqués de régression non linéaire avec différentes transformations de la variable endogène y_t:

$$H_1 : f_{1t}(y_t) = g_{1t}(x_{1t};\beta_1) + u_{1t}, \qquad u_{1t} \sim NID\,(0,\sigma_1^2)$$

$$H_2 : f_{2t}(y_t) = g_{2t}(x_{2t};\beta_2) + u_{2t}, \qquad u_{2t} \sim NID\,(0,\sigma_2^2)$$

$$\vdots$$

$$H_M : f_{Mt}(y_t) = g_{Mt}(x_{Mt};\beta_M) + u_{Mt}, \qquad u_{Mt} \sim NID\,(0,\sigma_M^2).$$

Par hypothèse, les fonctions $g_{mt}(\cdot)$ sont continues et au moins deux fois différentiables par rapport à ses paramètres, les β_m constituent des vecteurs de paramètres et $f_{mt}(\cdot)$ est connue pour $m = 1,2,...M$ et $t = 1,2,...T$. Par hypothèse encore, le processus stochastique généré par x_{mt} est indépendant de ceux générés par u_{mt}, pour $m = 1,2,...,M$.

En imbriquant artificiellement tous les M modèles dans un seul plus général, un des modèles, disons H_1, est considéré comme l'hypothèse nulle. Considérez alors le modèle de régression auxiliaire formé par la combinaison linéaire des M modèles non imbriqués :

$$\left(1-\sum_{m=2}^{M}\alpha_m\right)\left[f_{1t}(y_t)-g_{1t}(x_{1t};\beta_1)\right]+\sum_{m=2}^{M}\alpha_m\left[f_{mt}(y_t)-g_{mt}(x_{mt};\beta_m)\right]=u_t \qquad (1)$$

Il est clair que sous $H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_M = 0$, u_t dans (1) est identique à u_{1t}.

En posant $\lambda_m = -\alpha_m \Big/ \left(1-\sum_{m=2}^{M}\alpha_m\right)$ pour $m = 2,...,M$, (1) peut être réécrite comme :

$$f_{1t}(y_t) = g_{1t}(x_{1t};\beta_1) + \sum_{m=2}^{M}\lambda_m\left[f_{mt}(y_t)-g_{mt}(x_{mt};\beta_m)\right] + v_t \qquad (2)$$

avec $v_t = u_t \Big/ \left(1-\sum_{m=2}^{M}\alpha_m\right)$. Sous l'hypothèse nulle, $v_t = u_t = u_{1t}$ et $\lambda_m = 0$ pour $m = 2,...M$. L'hypothèse nulle peut être imbriquée dans (2), afin de vérifier ainsi dans quelle mesure les λ_m sont conjointement différents de zéro.

D'après (2) on voit que, à part $f_{mt}(y_t)$ qui n'est pas statistiquement indépendant de v_t, les paramètres λ_m ne sont pas identifiés quand $f_{1t}(y_t) = f_{mt}(y_t)$, $m = 2,...,M$. En général, il y a plusieurs façons de résoudre ce problème dont le principe de l'union-intersection de Roy (voir McAleer et Pesaran, 1986 pour plus de détails). Néanmoins, ces méthodes alternatives seraient très difficile pour le problème en question. Une méthode beaucoup plus facile pour considérer ce problème d'identification a été proposée par McAleer (1983); elle consiste à tester l'hypothèse nulle du modèle de régression linéaire contre plusieurs modèles non imbriqués de régression non linéaire alternatifs avec la même variable dépendante. Une extension de cette méthode est donnée par ce qui suit.

Pour $m = 2,...,M$, remplaçons y_t dans $f_{mt}(y_t)$ par

$$\hat{y}_{1t} \equiv f_{1t}^{-1}\left[g_{1t}(x_{1t};\hat{\beta}_1)\right] \tag{3}$$

où $\hat{\beta}_1$ est l'estimateur de maximum de vraisemblance de β_1 sous l'hypothèse nulle. Sous $H_1, \hat{y}_{1t}$ est asymptotiquement non corrélé à u_{1t} et donc à v_t. Ensuite, pour $m = 2,...,M$, estimons les régressions auxiliaires par la méthode des moindres carrés non linéaires.

$$f_{mt}(\hat{y}_{1t}) = g_{mt}(x_{mt};\beta_m) + \eta_{1mt} \tag{4}$$

Appelons β_{1m} l'estimateur ML de b_m et définissons les résidus de cette régression par :

$$\hat{\eta}_{1mt} \equiv f_{mt}(\hat{y}_{1t}) - g_{mt}(x_{mt};\hat{\beta}_{1m}). \tag{5}$$

Puisque sous l'hypothèse nulle, $\hat{y}_{1t}$ est asymptotiquement non corrélé à u_{1t} et v_t, $\hat{\eta}_{1mt}$ est donc aussi asymptotiquement non corrélé à ces perturbations.

Utilisons les résidus de l'équation (5) pour formuler une variante de l'équation (2), soit :

$$f_{1t}(y_t) = g_{1t}(x_{1t};\beta_1) + \sum_{m=2}^{M} \lambda_m \hat{\eta}_{1mt} + v_{1t} \tag{6}$$

qui peut être estimée par maximum de vraisemblance. Le degré d'influence de $\hat{\eta}_{1mt}$ (dans l'équation (6)) dans la contribution à la performance empirique de H_1 peut être testé en utilisant la méthode du ratio de vraisemblance ou un des autres tests qui lui sont équivalents asymptotiquement. Un test de $H_1 : \lambda_2 = \lambda_3 =...=\lambda_M = 0$ est asymptotiquement distribué selon une chi-carrée variée avec $M - 1$ degrés de liberté sous H_0. Si on avait voulu tester l'hypothèse H_1 contre seulement disons H_2, le test serait basé sur l'équation suivante :

$$f_{1t}(y_t) = g_{1t}(x_{1t};\beta_1) + \lambda_2 \hat{\eta}_{12t} + v_{1t} \tag{7}$$

où $\lambda_2 = - \alpha_2 / (1 - \alpha_2)$. Le test du ratio de vraisemblance de $H_1 : \lambda_2 = 0$ serait asymptotiquement distribué sous H_0 selon une chi-carrée variée avec 1 degré de liberté. La question de savoir si un test joint de H_1 contre les $M - 1$ alternatives (comme dans (6)), ou un test sur une paire d'hypothèses contre seulement une des alternatives (comme dans (7)), dépend des degrés de liberté et des paramètres de non centralité du test à l'étude vis-à-vis d'une série d'hypothèses alternatives locales. Dastoor et McAleer (1989) montrent que ce n'est pas possible de déterminer un ordonnancement non ambigu en terme de pouvoir local asymptotique entre des tests d'hypothèses faits conjointement ou deux à deux pour des modèles non imbriqués.

On peut conclure de l'équation (7) que si l'estimateur ML de λ_2 était significativement différent de zéro, la partie non expliquée de H_2 réduit celle de H_1, ce qui peut ne pas aider la recherche d'un modèle qui doit sélectionner des modèles. Néanmoins, on se sert du modèle artificiellement imbriqué dans lequel $\alpha_2 \neq 0$ signifie que H_1 et H_2 ensemble sont plus utiles à l'explication de l'échantillon que H_1 tout seul.

Puisque n'importe quelle des M alternatives peut être considérée comme l'hypothèse nulle, il est possible de calculer de nombreux tests statistiques. Les applications empiriques de la section 5 vont permettre d'éclaircir les interprétations de ces résultats dans de tels cas.

Il n'y a pas réellement de différences dans l'interprétation de f_{mt} et g_{mt} dans H_m pour $m = 1,...,M$ dans le cas où ceux-ci sont des fonctions à valeur vectorielle avec le même nombre d'éléments. Dans ce cas, u_{mt} est aussi un vecteur de perturbations distribué selon une NID$(0,\Sigma_m)$, où Σ_m est une matrice de covariances de même période (covariances contemporaines). L'imbriquation artificielle utilise des matrices de pondération plutôt que des scalaires. L'équivalent vectoriel de l'équation (1) est donné par :

$$\left(\mathrm{I}-\sum_{m=2}^{M} A_m\right)\left[f_{1t}(y_t)-g_{1t}(x_{1t};\beta_1)\right]+\sum_{m=2}^{M} A_m\left[f_{mt}(y_t)-g_{mt}(x_{mt};\beta_m)\right]=u_t \qquad (8)$$

et celle de l'équation (2) par :

$$f_{1t}(y_t)=g_{1t}(x_t;\beta_1)+\sum_{m=2}^{M}\Lambda_m\left[f_{mt}(y_t)-g_{mt}(x_{mt};\beta_m)\right]+v_t \qquad (9)$$

dans lesquelles A_m et Λ_m sont des matrices carrées avec $\Lambda_m = -\left(\mathrm{I}-\sum_{m=2}^{M} A_m\right)^{-1} A_m$.

Puisque Λ_m n'est pas identifiée dans (9), une équation équivalente à (6) est nécessaire pour établir le test. Sous l'hypothèse nulle H_1, A_m et Λ_m sont des matrices nulles. Il y a des cas particuliers où A_m et Λ_m sont des matrices diagonales et des matrices scalaires.

Il est peut-être important de noter qu'une procédure alternative, le test PE de MacKinnon *et al.* (1983), peut aussi être généralisée au cas multivarié avec plusieurs hypothèses non imbriquées. Néanmoins, le résultat de Monte Carlo présenté dans Godfrey *et al.* (1988) appliqué à notre spécification du problème, c'est-à-dire des tests de modèles de régression log-linéaire versus linéaire (voir McAleer, 1989), suggère que le test PE est similaire au test développé ici sur le plan des niveaux de significativité et de la puissance empirique contre des alternatives fixées avec des échantillons de petite taille. C'est pourquoi, seule l'approche décrite dans cette section sera appliquée aux systèmes de fonctions de demande, c'est-à-dire aux fonctions à valeur vectorielle. De cette façon, A_m et Λ_m seront considérées comme des matrices carrées. Un aspect intéressant de la procédure de test par addition de variable, est que la condition d'additivité peut s'appliquer de manière simple (voir section 3). Le système de demande sera d'abord présenté dans la section 2.

2. UNE CLASSE DE SYSTÈMES DE DEMANDE DIFFÉRENTIELS

Une fonction de demande marshallienne peut s'exprimer sous la forme :

$$q_i = g_i(m, p_1, \ldots, p_n), \quad i = 1, \ldots, n \tag{10}$$

où q_i est une quantité positive du bien i que le consommateur détient, et p_i est le prix (positif) d'une unité du bien i. Dans l'équation (10), m désigne les dépenses totales. Le budget est donné par :

$$\sum_{i=1}^{n} p_i q_i = m. \tag{11}$$

Par hypothèse, n est fini et supérieur à un. Les arguments de la fonction de demande, m et $p_1, \ldots, p_n$ sont donnés au consommateur. La théorie du consommateur individuel rationnel impose des contraintes sur (10).

Pour prendre en compte ces contraintes, Theil (1965) a spécifié (10) comme :

$$w_i d\,ln\, q_i = b_i \left(d\,ln\, m - \sum_j w_i d\,ln\, p_j \right) + \sum_j s_{ij} d\,ln\, p_j \tag{12}$$

dans laquelle la sommation se fait sur l'ensemble des n biens. Dans (12), $w_i = p_i q_i / m$ est la part du bien i dans le budget total, et les coefficients b_i et s_{ij} sont constants. D'après (11), $\Sigma_j w_j = 1$. Le modèle donné en (12) qui est connu sous le nom de système de Rotterdam, est une version différentielle avec double logarithme de (10) multiplié par w_i avec les constantes satisfaisant les conditions suivantes :

$\Sigma_i b_i = 1$ et $\Sigma_i s_{ij} = 0$	(additivité)	(13a)
$\Sigma_j s_{ij} = 0$	(homogénéité)	(13b)
$s_{ij} = s_{ji}$	(symétrie)	(13c)
$\Sigma_i \Sigma_j x_i s_{ij} x_j < 0$ pour certains x_i différents	(négativité)	(13d)

La version différentielle de l'équation de budget (11) peut être réécrite comme :

$$d\,ln\, m = \sum_j w_j d\,ln\, q_j + \sum_j w_j d\,ln\, p_j = d\,ln\, Q + d\,ln\, P \tag{14}$$

avec des définitions implicites de $dlnQ$ et $dlnP$. Ainsi, (12) peut aussi être réécrite comme :

$$w_i d\,ln\, q_i = b_i d\,ln\, Q + \sum_j s_{ij} d\,ln\, p_j. \tag{15}$$

Les s_{ij} sont directement associés à l'effet de substitution dû à un changement dans les prix. D'après l'équation (12), il est clair que :

$$b_i = w_i \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln m} = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m} = \frac{\partial (p_i q_i)}{\partial m}. \tag{16}$$

Ainsi, b_i est la propension marginale à dépenser le bien i d'après le budget total, et est aussi défini comme la part du budget marginal pour le bien i. Des valeurs négatives pour b_i définissent i comme un bien inférieur. D'après (16), b_i / w_i est l'élasticité de revenu ou de budget pour le bien i.

L'équation différentielle de la part du budget w_i peut être réécrite de la façon suivante :

$$dw_i = w_i dlnq_i + w_i dlnp_i - w_i dlnm.$$

Les membres de droite des équations (14) et (15) peuvent être utilisés pour transformer dw_i de la façon suivante :

$$dw_i = (b_i - w_i) d \ln Q + \sum_j \left(s_{ij} + \delta_{ij} w_j - w_{iw_j} \right) d \ln p_j = c_i d \ln Q + \sum_j r_{ij} d \ln p_j \tag{17}$$

dans laquelle $c_i = b_i - w_i$, $r_{ij} = s_{ij} + \delta_{ij} w_j - w_i w_j$, et δ_{ij} est le delta de Kronecker. Avec c_i et r_{ij} constants, (17) est une version simplifiée du système de demande presque idéal *Almost Ideal Deamnd System* (AID) de Deaton et Muellbauer (1980). Étant donné les propriétés de b_i et s_{ij} , on en déduit que :

$\Sigma_i c_i = 0$ et $\Sigma_i r_{ij} = 0$ (additivité) (18a)

$\Sigma_j r_{ij} = 0$ (homogénéité) (18b)

$r_{ij} = r_{ji}$ (symétrie) (18c)

Il n'y a pas d'équivalent intéressant à la condition de négativité. Alors que (13d) implique que les coefficients s_{ii} sont négatifs, r_{ii} ne possède pas de propriété équivalente.

Les r_{ij} ne sont pas directement reliés à l'effet de substitution dû à un changement dans les prix. Des structures de préférences particulières ne pourront être exprimées comme des conditions spéciales sur les r_{ij} en tant que constantes, les s_{ij} étant mieux appropriés. La valeur moyenne de c_i qui découle de (18a) est donc 0. Le cas $c_i = 0$ correspond à une élasticité budget de 1. Pour $c_i > 0$, le bien est un bien de luxe, il est un bien nécessaire pour $c_i < 0$.

Keller et Van Driel (1985) ont soustrait $w_i dlnQ$ des deux côtés de (15) pour obtenir :

$$w_i (d \ln q_i - d \ln Q) = (b_i - w_i) d \ln Q + \sum_j s_{ij} d \ln p_j = c_i d \ln Q + \sum_j s_{ij} d \ln p_j \tag{19}$$

et donc le système CBS qui en résulte où c_i et s_{ij} sont constants. Le fait d'utiliser le système AID pour c_i et le système de Rotterdam pour s_{ij} permet de définir ce système CBS comme une combinaison de ces deux systèmes connus. Neves (1987) a proposé un système hybride alternatif. Le système NBR quant à lui, est obtenu en ajoutant $w_i dlnQ$ aux deux membres de l'équation (17) pour donner :

$$dw_i + w_i d\, ln\, Q = b_i d\, ln\, Q + \sum_j r_{ij} d\, ln\, p_j. \tag{20}$$

Il faut remarquer que les quatre systèmes sont basés sur des équations avec les mêmes membres de droite. Néanmoins, les différences dans la transformation des données des membres de gauche induisent des différences dans l'interprétation des coefficients. On note aussi que tous les systèmes sont équivalents et très simple lorsque w_i est constant, ce qui est toutefois une condition irréaliste.

Pour réaliser des applications de ces modèles, toutes les différentielles sont remplacées par des premières différences finies et les w_i par des moyennes mobiles, $\overline{w}_{it} = (w_{it} + w_{it-1})/2$. L'addition d'une intersection à l'origine peut amener à considérer des facteurs tels que les changements temporels dans les goûts. Un terme de perturbation supplémentaire est généralement utilisé pour compléter la spécification. Ainsi, une équation typique du système de Rotterdam est de la forme :

$$\overline{w}_{it} \Delta\, ln\, q_{it} = a_i + b_i \Delta\, ln\, Q_t + \sum_j s_{ij} \Delta\, ln\, p_{jt} + u_{it}. \tag{21}$$

dans lequel u_{it} est un terme de perturbation et

$$\Delta\, ln\, Q_t = \sum_j \overline{w}_{jt} \Delta\, ln\, q_{jt}. \tag{22}$$

Il y a alors deux autres conditions d'additivité :

$$\sum_i a_i = 0 \tag{23a}$$

et

$$\sum_i u_{it} = 0 \tag{23b}$$

La condition (23b) a plusieurs conséquences. Considérons u_t, le vecteur de taille n des u_{it} et notons par $\Sigma = E(u_t u_t')$ la matrice des covariances contemporaines. On en déduit par (23b) que Σ est singulière. Sans une méthode particulière, on ne peut pas estimer les n équations de (21) conjointement, ce qui est pourtant exigé à la fois pour des raisons d'efficacité et le fait qu'on utilise la condition de symétrie. La solution est de retirer une équation du système et d'estimer simultanément les $n - 1$ équations restantes. Comme le montre Barten (1969), la méthode d'estimation est invariante au choix de l'équation que l'on retire. Les coefficients de l'équation omise peuvent être estimés indirectement en utilisant la condition d'additivité et on obtient que les résidus du système entier somment à zéro pour chaque observation.

Les remarques précédentes s'appliquent aussi aux trois autres systèmes. Dans la section suivante, nous discuterons certaines implications de la condition d'additivité pour la procédure de test présentée dans la première section.

3. IMPLICATIONS DE LA CONDITION D'ADDITIVITÉ POUR LA PROCÉDURE DE TEST

Une caractéristique intéressante de la procédure de test par addition de variable développée dans la section 1, est que la condition d'additivité peut s'adapter de façon très simple comme suit. L'équation vectorielle (9) peut être réécrite comme :

$$f_{1t}(y_t) = g(x_t;\beta_1) + \sum_{m=2}^{M} \Lambda_m \left[f_{mt}(y_t) - g(x_t;\beta_m) \right] + v_t \tag{24}$$

qui diffère de (9) par le fait d'avoir remplacé $g_{jt}(x_{jt};\beta_j)$ par la forme fonctionnelle commune $g(x_t;\beta_1)$. Dans le cas du système de Rotterdam, la fonction est donnée par :

$$g(x_t;\beta_j) = b\Delta ln\mathrm{Q}_t + S\Delta lnp_t$$

dans laquelle b est le vecteur des coefficients b_i, S la matrice des coefficients s_{ij}, et Δlnp_t le vecteur des variables Δlnp_{jt}. Les composantes du vecteur $f_{1t}(y_t)$ sont les éléments du membre de gauche de l'équation (21).

Notons i le vecteur unitaire. La condition d'additivité implique :

$$i'f_{jt}(y_t) = i'g(x_t;\beta_j), \qquad j = 1,\ldots,M \tag{25}$$

$$i'v_t = 0 \tag{26}$$

et

$$i'\Lambda_m[f_{mt}(y_t) - g(x_t;\beta_m)] = 0, \qquad m = 2,\ldots,M. \tag{27}$$

Pour satisfaire les conditions (25) et (27), $i'\Lambda_m$ doit être proportionnel à i, ce qui limite le choix des matrices Λ_m. Une matrice scalaire $\Lambda_m = \lambda_m \mathrm{I}$ est évidemment possible, mais une matrice diagonale non scalaire Λ_m n'est par contre pas permise. Ce résultat est similaire à celui de Berndt et Savin (1975) pour la spécification des processus vectoriels autorégressifs des perturbations associées à des systèmes d'allocation.

Une conséquence de la condition d'additivité est la singularité de la matrice des covariances contemporaines de (24), avec les mêmes problèmes que ceux mentionnés à la fin de la section précédente. Il y a aussi une solution équivalente qui est d'éliminer une équation du vecteur des équations.

D'après (26), on en déduit que l'équivalent vectoriel des résidus dans (5) somme à zéro. Inclure les vecteurs résiduels des n équations dans l'estimation du système est impossible à cause de la colinéarité parfaite. Ainsi, une solution simple est d'éliminer un des vecteurs de résidus de la régression auxiliaire.

Dans l'application empirique, on retire la dernière équation de (24) et le dernier résidu pour chaque observation. La version tronquée de (24) peut être réécrite comme :

$$f_{it}^{*}(y_t) = g^{*}(x_t;\beta_1) + \sum_{m=2}^{M} \Lambda_m^{**}\left[f_{mt}^{*}(y_t) - g^{*}(x_t;\beta_m)\right] + v_t \tag{28}$$

où une astérisque indique que le dernier élément d'un vecteur a été retiré et deux astérisques, que la dernière ligne et la dernière colonne de Λ_m ont été éliminées.

Étant donné notre analyse ici, il est clair que λ_{mij}^{**} ne doit pas être interprété comme la contribution marginale du résidu j de H_m à l'explication de la ième variable dépendante de H_1. La condition d'additivité et le fait que (28) est simplement une équation auxiliaire dans le test de H_1, fausse de telles interprétations.

Il faut aussi noter que (28) ne peut être interprétée comme un système de demande parce que l'on perd les propriétés de symétrie et l'effet de substitution à un changement de prix. Une spécification de Λ_m^{**} sous forme scalaire devrait néanmoins correspondre à un système plus général qui satisfait toutes les conditions de la théorie du consommateur (voir Barten, 1989). Ici toutefois, notre propos s'intéresse seulement à la comparaison empirique des quatre systèmes de demande.

4. DESCRIPTION DES DONNÉES

Les données utilisées sont des observations annuelles sur les dépenses du consommateur et les prix correspondants pour les Pays-Bas sur la période 1921-1981. Les données originales de 16 catégories de biens et services ont été agrégées et rangées dans 4 groupes principaux, soient nourriture, biens de satisfaction (confiseries, tabac, boissons), biens durables et la catégorie autre.

Le total des observations correspond à 4 sous-ensembles : (i) 1921-1939, pour lequel la source originale vient de Barten (1966a) bien que Barten (1966b) contient la plupart des résultats; (ii) 1948-1951, qui est une remise à jour non publiée des données de Barten (1966a) pour cette période; (iii) 1951-1977, basé sur des données construites par le CBS disponibles dans CBS (1982) et (iv) 1977-1981, données qui proviennent du CBS et disponibles dans Van Driel and Hundepool (1984).

Nous n'avons pas essayé de combiner les 3 sous-ensembles de données d'après-guerre dans un seul ensemble. Étant donné notre analyse, ce ne fut pas nécessaire car les modèles sont exprimés en différence et les trois sous-périodes après 1948 se chevauchent d'une observation. Les données sont néanmoins regroupées avec des variables *dummy* qui absorbent la transition 1939-1948 et les sauts de 1951 et 1977. Finalement, cela donne 54 observations disponibles en première différence.

Sur la période considérée, la population a plus que doublé, de 7 à 14.2 millions. Pour tenir compte de cette augmentation, nous avons utilisé les dépenses *per capita.* Le revenu réel *per capita* a plus que triplé de 1921 à 1981, incluant une réduction de 7 % sur la période 1938-1948. Comme l'inflation a été considérable durant l'après-guerre, en général, les prix des biens durables ont moins augmenté que la moyenne et les prix du groupe autre, qui inclut les services, ont augmenté de plus que la moyenne. Ces changements se reflètent dans les variations des parts de budget : pour la nourriture, la part de budget a diminué de 34 % en 1921 à 13 % en 1981; pour la catégorie autre, elle a augmenté de 33 % en 1921 à 58 % en 1981; pour les biens de satisfaction et les biens durables, les parts de budget ont peu varié durant cette même période.

Chacun des quatre systèmes de demande a une variable dépendante qui est une fonction (vraisemblablement non linéaire) des parts budgétaires et des changements dans les parts, des taux de croissance des quantités et des variables explicatives comme les taux de croissance des prix et des dépenses totales (les taux de croissance étant approximés par les premières différences en logarithmes des variables correspondantes). Il n'y a pas lieu de croire que les variables de parts budgétaires, de taux de croissance et autres fonctions non linéaires soient non stationnaires. De plus, avec seulement 54 observations en première différence, les tests standards de non stationnarité ne sauraient être très précis.

S'il n'y avait pas vraiment de variabilité dans l'évolution des données, il serait difficile de discriminer entre les nombreuses formes fonctionnelles puisque toute forme fonctionnelle pourrait être envisagée et s'ajuster correctement aux données afin de représenter une approximation locale. À première vue, les données varient assez pour justifier les tests de modèles alternatifs. La section suivante vérifiera si le mouvement est suffisamment important pour permettre de faire des inférences sur la performance empirique des quatre systèmes de demande.

5. RÉSULTATS DES TESTS

Dans cette section, nous présentons les résultats de la procédure de test (présentée dans la section 1) appliquée aux quatre systèmes de demande en utilisant les données de la section 4. Les quatre systèmes de demande sont notés ROT, AID, CBS, et NBR. Ces modèles sont formulés de façon à ce que leur estimation satisfait la condition d'additivité. Pour effectuer une comparaison stricte, tous les systèmes sont estimés avec le même ensemble de conditions, soit, avec les mêmes conditions d'homogénéité et de symétrie imposées. Comme le propos de cet article est de faire des comparaisons des quatre systèmes de demande sur le plan empirique, la validité empirique de ces conditions n'est pas testée. Les résultats de l'estimation du ROT et CBS, montrent que la condition de négativité est vérifiée.

Les quatre systèmes sont estimés sous l'hypothèse que les perturbations ne sont pas corrélées. Une vérification des résidus estimés ne révèle aucune preuve du contraire, ce qui n'est pas surprenant puisque les modèles sont essentiellement exprimés en terme de première différence des variables. Pour des fins d'estimation, la procédure ML est utilisée dans l'esprit de Barten et Geyskens (1975), qui emploient le logiciel DEMMOD.

Le tableau 1 donne les élasticités de demande estimées par rapport au budget et l'élasticité de substitution propre qui découle de chacun des systèmes. Aucun des systèmes n'estime ces élasticités comme des constantes, ces élasticités sont évaluées pour un ensemble de parts de budget donné . Évaluées à la part moyenne de budget sur l'échantillon (étant données les spécifications), les élasticités budget sont similaires deux à deux pour (ROT, NBR) et (CBS, AID), alors que les élasticités de substitution propre sont similaires deux à deux pour (ROT, CBS) et (AID, NBR).

TABLEAU 1

ESTIMÉS DES ÉLASTICITÉS DES QUATRE SYSTÈMES DE DEMANDE

	ROT		CBS		AID		NBR	
Catégorie de bien	Élasticité budget	Élasticité de substitution propre	Élasticité budget	Élasticité de substitution propre	Élasticité budget	Élasticité de substitution propre	Élasticité budget	Élasticité de substitution propre
Nourriture	0,57	-0,42	0,52	-0,37	0,50	-0,34	0,55	-0,39
Biens de satisfaction	0,76	-0,53	0,71	-0,54	0,72	-0,53	0,77	-0,53
Durables	2,21	-0,11	2,19	-0,12	2,19	-0,16	2,21	-0,15
Autres	0,56	-0,10	0,62	-0,09	0,63	-0,12	0,57	-0,13

NOTE : Les élasticités sont évaluées à la valeur moyenne des parts budgétaires qui sont 0,251, 0,091, 0,254 et 0,404 pour les quatre catégories.

Un bref résumé de la méthode de simulation pourrait être utile. Rappelons qu'il faut les valeurs estimées $\hat{y}_{1t}$ des différents systèmes comme dans (3). Dans cet article, y_t est considéré comme le changement dans les dépenses d'une période à l'autre. Dans le cas du système AID, c'est très facile à retrouver d'après le système estimé, mais cela nécessite une solution itérative dans les trois autres cas. En utilisant les valeurs observées des dépenses de l'année précédente, les dépenses de l'année courante sont calculées et utilisées ensuite pour calculer les variables dépendantes simulées des différents systèmes. À cause de l'arrondissement des erreurs, les approximations ne sont pas parfaites, mais il est clair que les variations dans les résidus ne sont pas réellement différentes.

Il est aussi utile de réitérer les différentes étapes nécessaires au test de ROT, disons comme hypothèse nulle contre les trois autres modèles alternatifs dans les cas de deux hypothèses ou d'hypothèses jointes :

1. Estimer ROT et récupérer la valeur maximisée de la log-vraisemblance. Dans l'esprit du test de ROT par paire d'hypothèses ou conjointement, on l'interprète comme la valeur restreinte de la log-vraisemblance.

2. Simuler les dépenses dans les quatre types de biens, comme dans (3) sur la période de la version estimée de ROT.

3. Calculer les variables dépendantes de CBS, AID et NBR pour chacun des quatre types de biens en utilisant les dépenses simulées et les transformations appropriées. Estimer ces systèmes comme dans (4) et récupérer les résidus des régressions auxiliaires.

4. Dans le test de ROT comme hypothèse nulle deux à deux contre l'hypothèse alternative CBS, inclure les résidus de l'étape 3 ci-dessus pour les trois premiers biens de CBS comme variables explicatives additionnelles dans l'estimation de ROT, et récupérer la valeur de la log-vraisemblance de ce modèle élargi. Répéter cela dans le cas des résidus du AID et NBR en testant ROT par paire contre AID puis NBR respectivement. Répéter cette procédure conjointement pour les résidus de CBS et AID, CBS et NBR et AID et NBR, en testant ROT comme hypothèse nulle conjointement contre trois combinaisons de deux alternatives non imbriquées. Finalement, répéter la procédure conjointement pour les résidus des trois autres systèmes en testant ROT comme l'hypothèse nulle contre trois alternatives non imbriquées. Cette étape donne sept valeurs maximisées de la log-vraisemblance; chacune doit être comparée à la valeur de la log-vraisemblance obtenue dans l'étape 1.

Les étapes 1-4 sont répétées trois fois avec les modèles CBS, AID et NBR considérés chacun comme l'hypothèse nulle. On note que dans l'étape 4 ci-haut, 9 coefficients supplémentaires sont estimés dans le cas d'hypothèses par paire lorsque seulement un système est considéré comme alternative. Ce nombre est doublé pour chacune des paires des autres systèmes, alors que dans le cas du test joint final, 27 coefficients sont estimés.

La double différence des valeurs de la log-vraisemblance obtenue dans les étapes 4 et 1 est asymptotiquement distribuée sous la nulle selon une chi-carrée avec le nombre de degrés de liberté égal au nombre de coefficients additionnels estimés dans l'étape 4. Étant donné que le test du ratio de vraisemblance (LRT) possède la propriété selon laquelle la distribution de l'échantillon fini a une fréquence de rejet plus grande que celle prédite par la théorie asymptotique, Italianer (1985) a fourni un facteur de correction approximative pour des petits échantillons du LRT, spécifiquement dans le cas de modèles multivariés avec matrices de covariance estimées. En utilisant un facteur de 0,806, le tableau 2 présente les valeurs des statistiques LRT corrigées dans le cas des tests en paire, c'est-à-dire, les tests de l'hypothèse nulle contre une seule alternative à la fois. Pour 9 degrés de liberté, les valeurs critiques de 5 et 1 % de la distribution chi-carrée sont de 16,9 et 21,7 respectivement. Chacune des hypothèses nulles désignées est rejetée par au moins une alternative au niveau de significativité de 1 %, ce qui signifie qu'aucun modèle n'est adéquat à lui tout seul pour expliquer les variations présentes dans les données. Il est important de noter que ROT et CBS rejettent chacun les trois autres systèmes, ce qui n'est pas le cas pour AID et NBR.

TABLEAU 2

VALEURS CORRIGÉES DES PAIRES DE MOÈLES LRT

Modèle de référence	Modèle alternatif			
	ROT	CBS	AID	NBR
ROT	-	35,8	28,9	22,0
CBS	23,8	-	21,3	13,7
AID	33,7	29,9	-	24,3
NBR	32,7	40,4	34,6	-

Les résultats du tableau 2 peuvent aussi être interprétés de manière relative. Les résultats du CBS en tant qu'hypothèse nulle sont les entrées les plus petites par colonnes alors que celles du NBR sont parmi les plus grandes. Ainsi, il semble que CBS a le moins besoin de l'information contenue dans les trois autres modèles, alors que NBR en a le plus besoin. Il y a une légère domination du ROT sur le AID dans cette même optique car AID rejette ROT moins fortement que ROT rejette AID. L'hypothèse alternative CBS contribuerait plus lorsque NBR est considérée comme l'hypothèse nulle, suivie par AID et ROT. En tant qu'alternative, NBR est clairement la plus faible. Ainsi, le tableau 2 nous permet d'ordonner la performance des modèles dans le sens : CBS, ROT, AID, NBR.

Il est intéressant et utile d'examiner les causes de cet ordonnancement. CBS possède les coefficients associés au revenu du type de AID et du type de ROT pour les coefficients de prix. La performance supérieure de CBS et ROT met en évidence la supériorité de la spécification des coefficients de prix de ROT. Néanmoins, la supériorité de CBS sur ROT peut suggérer celle de la spécification des coefficients de revenu de AID sur celle de ROT. Toutefois, la forte performance de ROT comme la seule alternative qui rejette l'hypothèse nulle CBS, montre que la formulation des coefficients de revenu de ROT a un pouvoir explicatif qui pourrait être utile lorsque combinée avec celle de CBS.

Le tableau 3 présente les valeurs corrigées du LRT pour les tests joints contre les différentes combinaisons de deux alternatives non imbriquées, utilisant le facteur de correction d'Italianer de 0,778. Pour des valeurs critiques à 5 et 1 % de 28,9 et 34,8 respectivement, CBS est le seul système qui n'est pas rejeté par tous les tests joints au niveau 1 %. Une analyse comparative montre que CBS est celui qui, en tant qu'hypothèse nulle, performe le mieux et NBR le moins bien. ROT + CBS (dans le cas des coefficients de prix du type ROT) rejette plus fortement que

AID + NBR (dans le cas des coefficients de prix du type AID), avec CBS + AID (dans le cas des coefficients de revenu du type AID) rejette aussi plus fortement que ROT + NBR (dans le cas des coefficients de revenu du type ROT). Ainsi, dans le tableau 3, les résultats sont en faveur des coefficients de prix du type de ROT et de la formulation des coefficients de revenu du type de AID.

TABLEAU 3

VALEURS CORRIGÉES DU LRT POUR LES TESTS JOINTS CONTRE DES COMBINAISONS DE 2 MODÈLES ALTERNATIFS

Modèle de référence	Modèle alternatif joint					
	ROT+CBS	ROT+AID	ROT+NBR	CBS+AID	CBS+NBR	AID+NBR
ROT	-	-	-	51,3	49,0	39,7
CBS	-	35,9	34,7	-	-	31,3
AID	44,3	-	40,1	-	40,9	-
NBR	55,5	59,3	-	52,1	-	-

L'ensemble final des résultats est relié au cas où l'hypothèse nulle est testée conjointement contre trois modèles alternatifs non imbriqués. Le tableau 4 montre les valeurs corrigées du LRT dans ce cas, avec le facteur de correction d'Italianer de 0,75. Avec des valeurs critiques aux niveaux 5 et 1% de 40,1 et 47 respectivement, les quatre modèles sont rejetés par les test joint contre les trois alternatives. Le résultat général nous dit qu'aucun des autres modèles n'est complètement satisfaisant dans le sens où au moins un des autres modèles apporte une contribution significative à l'explication de l'hypothèse nulle en question, avec CBS nécessitant le moins cette information et NBR la nécessitant le plus. Des ordonnancements relatifs sont donnés par CBS, AID, ROT et NBR.

TABLEAU 4

VALEURS CORRIGÉES DU LRT POUR LES TESTS CONTRE DES COMBINAISONS DE 3 MODÈLES ALTERNATIFS

Modèle de référence	Modèle alternatif joint	Valeur corrigée du LRT
ROT	CBS + AID + NBR	62,8
CBS	ROT + AID + NBR	48,2
AID	ROT + CBS + NBR	56,8
NBR	ROT + CBS + AID	74,1

Pour résumer de façon générale ces résultats empiriques, CBS est le modèle qui performe le mieux, NBR est celui qui performe le moins bien; AID et ROT se placent entre les deux. La spécification des coefficients de prix du type ROT performe mieux que celle de AID, mais la formulation des coefficients revenu du type AID performe mieux que ROT.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons développé une procédure générale présentée dans la première section, qui compare la performance empirique de différents systèmes de demande. Il s'agit d'une extension de la procédure d'addition de variable pour comparer la performance d'équations non imbriquées une à une, sujet à différentes transformations non linéaires de la variable dépendante. La condition d'additivité exigée par les systèmes de demande ne complique pas l'étude mais peut facilement s'adapter au problème si l'on considère l'élimination d'une des équations dans ces systèmes.

Les quatre systèmes à comparer sont le système de Rotterdam (ROT), le système de demande quasi idéal (AID), le système CBS et le système NBR. Ces systèmes possèdent en commun le même membre de droite, mais ils diffèrent dans la transformation non linéaire de leur variable endogène respective. Les systèmes CBS et NBR sont des systèmes hybrides ou dérivés des systèmes de ROT et AID dans le sens où CBS possède les coefficients prix du type de ROT et les coefficients revenu du type de AID, alors que NBR a les coefficients prix du type de AID et les coefficients revenu du type de ROT.

Nous avons utilisé les données annuelles des Pays-Bas sur la période 1921-1981. Comme le montre l'application empirique, il y a des variations suffisantes dans les 54 données disponibles pour émettre des conclusions significatives. Une des conclusions est qu'il n'y a pas de système qui à lui seul est empiriquement dominant, avec CBS performant le mieux, NBR le moins bien et ROT et AID entre ces deux extrêmes. En examinant les résultats de plus près, la spécification des coefficients de prix de ROT domine clairement celle de AID. D'autre part, la spécification des coefficients de revenu de AID est supérieure à celle de ROT mais le degré de dominance est moins clair que celui du cas des coefficients de prix. Si on s'intéresse principalement à la performance empirique d'un ensemble de choix qui est limité à quatre systèmes de demande, le système CBS est celui qui devrait être choisi.

Des combinaisons linéaires de matrices des systèmes de demande qui découlent de l'approche par imbrication artificielle, ne sont pas en eux-mêmes des systèmes intéressants, sauf lorsque les pondérations sont des scalaires. Une analyse des modèles étudiés dans cet article avec des pondérations scalaires est un sujet non sans intérêt. Une autre optique qui pourrait être intéressante à entreprendre concerne l'impact du degré d'agrégation sur les résultats. Cet article considère quatre principaux groupes de dépenses de consommation. Il serait aussi intéressant d'étudier les résultats dans le cas de huit ou seize groupes.

L'approche utilisée ici est suffisamment flexible pour pouvoir comparer la performance empirique des modèles en terme de différences premières, comme celles examinées dans ce papier, avec celles exprimées en terme de niveaux des variables. Il devrait y avoir place à de futures recherches dans la même optique que celle présentée ici. Une conclusion importante concerne le fait que la méthode utilisée peut être employée pour comparer la performance empirique de systèmes plus généraux d'équations.

BIBLIOGRAPHIE

BARTEN, A.P. (1966a), « Het verbruik door gezinshuishoudingen in Nederland 1921-1939 en 1948-1961 », Report No 6604, Econometric Institute, The Netherlands School of Economics, Rotterdam.

BARTEN, A.P. (1966b), « Theorie en empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen » Pasmans, 's-Gravenhage.

BARTEN, A.P. (1969), « Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations » *European Economic Review,* 1 : 7-73.

BARTEN, A.P. (1977), « The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review » *Econometrica,* 45 : 23-51, and *Frontiers in Quantitative Economics,* III : 3-58, M. INTRILIGATOR (ed.), North-Holland, Amsterdam.

BARTEN, A.P. (1989), « Towards a Levels Version of the Rotterdam and Related Demand Systems », *Contributions to Operations Research and Economics: The Twentieth Anniversary of CORE,* Chapter 13 : 441-465, B. CORNET et H. TULKENS (eds), MIT Press, Cambridge, MA.

BARTEN, A.P., et E. GEYSKENS (1975), « The Negativity Condition in Consumer Demand » *European Economic Review,* 6 : 227-260.

BERA, A.K., et M. MCALEER (1989), « Nested and Non-Nested Procedures for Testing Linear and Log-Linear Regression Models, *Sankhya* (Series B) 51 : 212-224.

BERNDT, E.R., et N.E. SAVIN (1975), « Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances », *Econometrica,* 43 : 937-957.

CBS (Central Bureau of Statistics) (1982), « Private Consumption Expenditure and Price Index Numbers for The Netherlands 1951-1977 », *Statistical Studies,* 33, Staatsuitgeverij, The Hague, The Netherlands.

DASTOOR, N.K., et M. MCALEER (1989), « Some Power Comparisons of Joint and Paired Tests for Nonnested Models Under Local Hypotheses », *Econometric Theory,* 5 : 83-94.

DEATON, A., et J. MUELLBAUER (1980), « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review* 70 : 312-326.

FISHER, G.R., et M. MCALEER (1981), « Alternative Procedures and Associated Tests of Significance for Non-Nested Hypotheses », *Journal of Econometrics,* 16 : 103-119.

GODFREY, L.G., M. MCALEER, et C.R. MCKENZIE (1988), « Variable Addition and Lagrange Multiplier Tests for Linear and Logarithmic Regression Models », *Review of Economics and Statistics,* 70 : 492-503.

ITALIANER, A. (1985), « A Small Sample Correction for the Likelihood Ratio Rest », *Economics Letters,* 19, : 315-317.

KELLER, W.J., et J. VAN DRIEL (1985), « Differential Consumer Demand Systems », *European Economic Review,* 27 : 375-390.

MACKINNON, J.G., H. WHITE, et R. DAVIDSON (1983), « Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses: Some Further Results », *Journal of Econometrics,* 21 : 53-70.

MCALEER, M. (1983), « Exact Tests of a Model Against Nonnested Alternatives », *Biometrika,* 70 : 285-288.

MCALEER, M., et M.H. PESARAN (1986), « Statistical Inference in Non-Nested Econometric Models », *Applied Mathematics and Computation,* 20 : 271-311.

NEVES, P. (1987), « Analysis of Consumer Demand in Portugal 1958-1981 », Mémoire de maîtrise en sciences économiques, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.

PESARAN, M.H., et A.S. DEATON (1978), « Testing Non-Nested Nonlinear Regression Models », *Econometrica,* 46 : 677-694.

THEIL, H. (1965), « The Information Approach to Demand Analysis », *Econometrica,* 33 : 67-87.

VAN DRIEL, J., et A.J. HUNDEPOOL (1984), « Private Consumption Expenditure and Price Index Numbers for The Netherlands 1977-1981 », mimeo, Central Bureau of Statistics.